

金融ショックにともなう地域産業における 構造変化の検証

井 口 泰 秀

Testing Structural Change with Monetary Shocks in Local Industries

Iguchi, Yasuhide

Abstract

In this paper, we test the superexogeneity of monetary parameter in every area and industry. So we show that financial shocks cause structural changes to some area and industry and do not to others. Moreover, we suggest that a local factor is larger than an industrial factor as a factor of a structural change.

I はじめに

本稿の目的は、地域別の鉱工業生産指数を用いて日本国内において金融政策の変更を含む広義の金融ショック¹の影響により各地域や各産業において

1 超外生性検定の結果は予期せぬ政策変更にとまなう構造変化と解釈されることが多いが実際には政策変更ショックとそれ以外のショックの識別は困難である。それに加えて、本稿の分析期間である1998年以降、特に2000年以降の我が国における金融政策の在り方に大幅な変更の余地が少なかったこともあり、本稿では金融政策の変更を含む広義の金融ショックと解釈する。

金融パラメータが構造変化を起こすか否かを検証することである。具体的には、金融変数の変動に伴い経済構造の変化（パラメータの変動）が有意に発生する地域・産業と有意ではない地域・産業が存在することを超外生性の検定をおこなうことによって明らかにする。基本的な問題意識としては井口（2009a, 2009b, 2011）と同様であるが、これら先行研究で政策変更と解釈されていた変動を本稿では政策変更を含む金融ショックと解釈する。あらためて簡単に論点を整理すると以下ようになる。

中央銀行によって実施される金融政策は一国の経済を安定化することを目的としている。政策決定や、政策目標の達成度を判定する際には、各地域や産業の経済指標を総合的に勘案しつつ、一国全体レベルのマクロ経済指標が用いられる。また、金融政策は全国均一な政策手段によってその目的を達成することを求められている。一方で各地域・産業の経済構造やおかれている経済状況が異なる場合、適切な政策の方向性や望ましい政策水準が地域や産業ごとに異なることはありうる。現実には各地域・産業の経済構造と経済状況が全く同じであることはありえないため、理論上はマクロ金融政策が地域や産業ごとに異なる効果・影響をもたらすことはほぼ明らかであるように思われる。これは、当然政策変更以外を原因とする金融ショックの影響についても同様と考えられる。もちろん、それらの影響の差が単にマクロモデルにおける金融変数の係数の大きさの差として表現できるのであれば、実証分析上はそれぞれの地域・産業別に通常のマクロモデルを構築し推計すればよい。しかし、各地域・産業の経済状況や構造の違いが単なるパラメータの値の差に還元できないこともありうる。つまり Lucas (1976) においてなされた、政策変更に伴い係数が構造変化するケースである。この場合、単にパラメータ値が異なることに加えて金融ショックに対するリアクションとしての構造変化の有無や、構造変化の影響の大きさのある程度明示的にモデルに組み込む必要がある。また金融ショックに対するリアクションとしての構造変化が有意に観測できる地域・産業と有意に観測できない地域・産業があると

すれば、その構造変化の有無自体がある種の地域特性や産業特性を表している可能性もある。

以上のような、論点から先述の井口ではショックにともなう構造変化の有無が一国全体レベルでみた産業ごとに異なること。また経済産業局の鉱工業生産指数（IIP）における地域区分ごとに異なることなどを見出している。しかしながらこれら先行研究では、各地域内における産業をさらに産業分類したデータを用いた分析をおこなっていない。そこで本稿では鉱工業生産指数が集計される経済産業局の地域区分それぞれについて、さらに産業分類もおこなったデータにより分析をおこなう。これにより金融ショックにともなう構造変化の有無が、地域・産業により異なることを明らかにするとともに、構造変化の要因が地域的な要因と産業的な要因のどちらに依拠するかを検証したい。

本論の構成は以下の通りである。Ⅱ章で実証分析に用いるデータを紹介する。Ⅲ章で分析をおこなうために使用するモデルと検定手法を示す。Ⅳ章で実証分析結果を提示し、地域・産業によって政策変更を含む金融ショックに対するリアクションの大きさに差が存在し、金融ショックにともなう構造変化が有意に観測できる地域・産業と有意でない地域・産業が存在することをしめす。Ⅴ章において本稿でおこなった実証結果をまとめ結論とする。

Ⅱ データ

ここでは、実証分析で利用するデータを紹介し、あわせて実証分析に先立っておこなった単位根検定結果をしめす。本稿では各地域・産業への金融ショックの影響を考察する。そのため、実証分析では金融動向を表す指標、各地域・産業の経済活動水準を示す指標、その他モデルにおいてコントロールすべき指標が使われる。データの観測期間は1998年1月から2008年4月までの月次データ124個である。

1 経済活動の水準

各地域・産業の経済活動の水準を示す指標として、全国ならびに地域・産業別の鉱工業生産指数を使用する。具体的には、月次の季節調整済み全国鉱工業生産指数（生産）、地域別鉱工業生産指数（生産）、地域別鉱工業生産指数（生産）をさらに産業分類した指数を用いる。なお各変数には対数変換を施す。

最も包括的な経済活動水準を表す指標としては、GDPや国民所得といった指標が考えられる。井口（2009a）では、経済活動の水準を表す指標として各県の県内総生産と県民所得の2種類を用いている。しかし、各県の県内総生産と県民所得は年次データしか得られず相当に長期にわたるデータを扱ってもなお、データ数が少ないという欠点がある。一方、井口（2009b, 2011）では鉱工業生産指数の月次データを用い、それぞれ産業分類と地域区分をおこなって分析しているが、地域と産業双方を分類した分析ではない。

そこで本稿では、全国を8地域に分割して集計されている月次の産業別鉱工業生産指数を用いることとした。データの所管は経済産業省（旧通商産業省）ならびに各地域の経済産業局である。この経済産業局の管轄する全国8地域が本稿における地域区分であり、北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州（沖縄を除く）からなる²。また産業は分類無しの全体としての

2 統計を集計する際の行政機関の地方の管轄範囲には注意を要する。各地域の経済産業局管轄区は以下の通りである。

北海道：「北海道」、

東北：「青森県、岩手県、秋田県、宮城県、山形県、福島県」、

関東：「茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、新潟県、山梨県、長野県、静岡県」

中部：「富山県、石川県、岐阜県、愛知県、三重県、」

近畿：「福井県、滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山」

中国：「鳥取県、岡山県、島根県、広島県、山口県」

四国：「香川県、徳島県、愛媛県、高知県」

九州：「福岡県、佐賀県、長崎県、大分県、熊本県、宮崎県、鹿児島県」。

なお、中部経済産業局では東海（岐阜県、愛知県、三重県）ならびに北陸（福井県、富山県、石川県、）という区分による総計も発表されているがこれらは本稿では利用していない。なお、この場合の北陸には中部には含まれない福井県が含まれている。

「鋳工業」ならびに16項目に産業分類された「鉄鋼業」「非鉄金属工業」「金属製品工業」「一般機械工業」「電気機械工業」「情報通信機械工業」「電子部品・デバイス工業」「輸送機械工業」「精密機械工業」「窯業・土石製品工業」「化学工業」「石油・石炭製品工業」「プラスチック製品工業」「パルプ・紙・紙加工品工業」「繊維工業」「食料品・たばこ工業」である。

なお実証分析に利用するに当たり、鋳工業生産指数の基準点が変更になっているポイントがあることに注意が必要である。各地域の経済産業局では平成17年（2005年）基準の統計が2003年まで遡及して発表されている。それと同時にそれ以前の指標が接続指数として公開されている。本稿ではこれを利用し、2002年12月から2003年1月の段階で接続をおこなった。なお、このデータの接続の前後で産業分類が変更され分析期間中継続してデータが取れなかった四国地方の「輸送機械工業」と北海道地方の「非鉄金属工業」は分析から省いた。

接続に伴う変動はダミー変数により処理する。全国的な鋳工業生産指数の動向を示すために、以下図1、図2に対数変換前の元データにおける全国鋳工業生産指数と前期比成長率（年率換算）ならびに成長率の移動平均（12ヶ月）のグラフをあげておく。

また、本稿でおこなう地域ごとの鋳工業生産指数を産業分類した場合、地域によってどの程度産業の構成比が異なるかを見とくために表1として各地域の鋳工業生産指数における各産業が占めるウェイトを示しておく。

图1：全国鉱工業生産指数

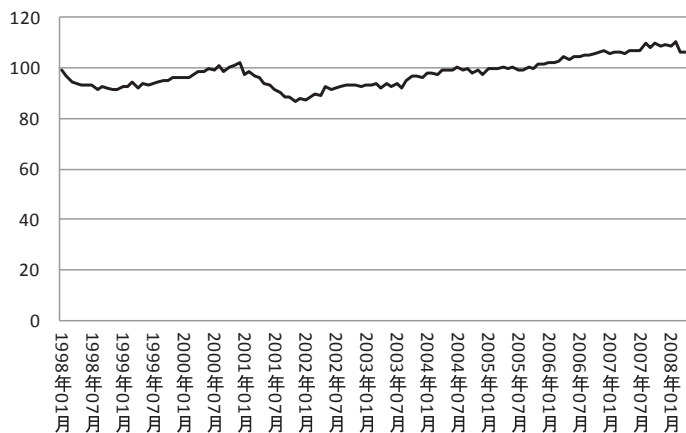
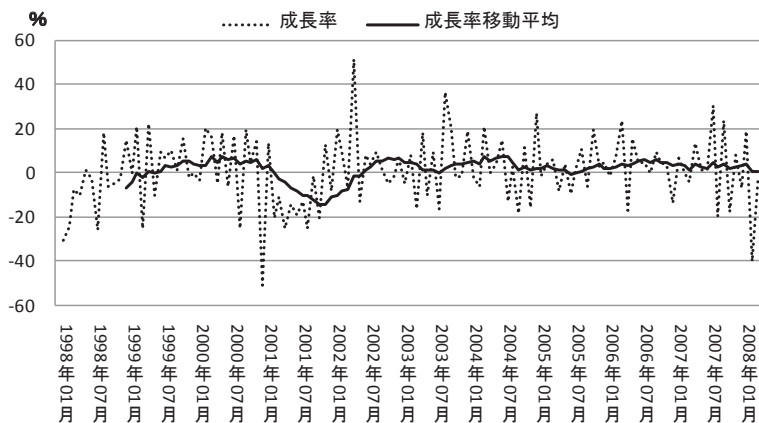


图2：全国鉱工業生産指数成長率



金融ショックにともなう地域産業における構造変化の検証

表1：各地域の産業構成比³

	鉄鋼業	非鉄金属	金属製品	一般機械	電気機械	情報通信機械
九州	7.7%	2.9%	5.3%	10.6%	4.1%	1.1%
四国	1.9%	5.4%	4.3%	8.9%	15.4%	
中国	16.5%	1.9%	3.4%	10.7%	2.7%	2.6%
近畿	7.5%	1.7%	7.4%	17.0%	8.5%	3.5%
中部	4.7%	1.7%	4.3%	13.4%	4.6%	2.3%
関東	4.1%	2.2%	5.4%	13.2%	7.8%	6.0%
東北	3.2%	2.2%	5.6%	10.1%	3.6%	9.6%
北海道	8.6%	0.3%	8.0%	4.7%	8.4%	

	電子部品・デバイス	輸送機械	精密機械	窯業・土石製品	化学	石油・石炭製品
九州	15.6%	15.4%		4.9%	8.2%	0.2%
四国		5.0%		3.5%	17.1%	2.1%
中国	7.3%	14.8%	0.3%	3.6%	16.1%	1.8%
近畿	5.1%	7.0%	1.3%	2.9%	14.5%	0.9%
中部	7.9%	33.6%	0.3%	4.0%	6.2%	0.4%
関東	6.4%	15.2%	1.7%	2.1%	13.4%	1.1%
東北	17.9%	6.3%	2.6%	3.9%	7.0%	0.5%
北海道		5.1%		6.5%	3.5%	3.6%

	プラスチック製品	パルプ・紙・紙加工品	繊維	食料品・たばこ	その他
九州	2.9%	1.7%	1.9%	10.6%	6.8%
四国	2.9%	11.8%	4.1%	13.6%	3.9%
中国	3.9%	1.9%	3.6%	3.4%	5.8%
近畿	4.2%	1.8%	3.2%	9.1%	4.4%
中部	5.4%	1.2%	2.2%	3.4%	4.5%
関東	3.8%	2.1%	0.9%	7.1%	7.4%
東北	2.9%	3.4%	2.8%	11.8%	6.5%
北海道	1.8%	10.7%	0.9%	23.9%	13.9%

3 ウェイトは2005年基準のものである。表中の「\」は当該地域に無い産業区分もしくは接続前の分類表に項目がないため分析より省いた項目である。「その他工業」はウェイトとしては示したが分析には用いていない。また四国地方の「輸送機械工業」と北海道地方の「非鉄金属工業」は接続前のデータが無いため分析からは省いているが2005年基準のウェイトは参考のため表に記した。

2 金融動向を表す指標

金融動向を表すための指標として日本銀行が発表するマネースtock M2 (2008年6月以前のM2 + CD) を用いる。一般的な金融動向を表すための指標としてはマネースtock以外に金利を用いることも考えられる。しかしながら分析期間中にいわゆるゼロ金利政策や量的緩和政策が採用されていた時期が含まれるため、今回はサンプル期間中一貫して用いることの出来るマネースtockのみを採用し季節調整済みの数値を対数変換して用いる。

前述したように金融政策は地域ごとに個別のマーケットが存在するわけではない。よってこの変数は全地域で同一の数値を指標とする。

3 その他にモデルにおいてコントロールすべき指標

経済活動水準、金融動向以外にモデルに含める変数として、第3次産業活動指数と対米ドルの為替レート、消費者物価指数を利用する。なおいずれの変数とも対数変換を施している。

第3次産業活動指数は鉱工業以外の他産業の活動水準が与える影響をコントロールするためのものである。月次ではより包括的なGDP等のデータが利用不能なために代替指標として利用する。データの所管は経済産業省であり、季節調整済み変数である。また、本稿では鉱工業生産指数と同様2003年1月の段階で旧基準との接続をおこなっている。なお、第3次産業活動指数は地域別データが存在せず全国レベルのデータのみの利用である。

対米ドルの為替レートは、我が国の鉱工業の輸出依存の程度を勘案して、変数として加えることとした。採用した変数は銀行間直物の月中平均値でデータの所管は日本銀行である。為替レートは変数の性質上、金融政策変数と同様に全国統一のマーケットのみ存在し、地域別データ存在しない。

消費者物価指数は物価変動の影響を勘案するために加えた。特に、月次データではGDPデフレーターが利用不能なためマネースtockは当然名目値である。物価の影響をコントロールすることは生産や消費といった財市場に

においても、金融市場においても重要と考えられる。データの所管は総務省であり季節調整済データである⁴。

4 単位根検定結果

通常、時系列分析においては、見せかけの相関に陥ることを避けるために実証分析に入るに先立って、単位根検定をおこなう。本稿でも単位根検定結果に応じて階差変数を用いるかレベル変数による分析をおこなうかを決定する。

表2がマクロ変数である全国鉱工業生産指数、マネーストック、第3次産業活動指数、対米ドル為替レート、消費者物価指数の単位根検定（ADF検定）結果である。表3が地域別・産業別の鉱工業生産指数の結果であり、先述の通りいずれの変数も対数変換を施している。検定モデルは定数項有、トレンドなしのモデルであり5%有意水準の臨界値は -2.89 である。帰無仮説を有意に棄却した変数については表中の検定統計量を太字で示した。表の括弧（ ）内の数値はADF検定のラグ次数である。なお、2003年1月時点で接続をおこなった変数について、その時点で構造変化を考慮した検定もおこなったが、検定結果におおきな変化がないため割愛した。

表2の結果からも明らかなおとおり、用いた変数の多くが単位根をもつとの帰無仮説を棄却できない（132変数中94変数が非定常）。この結果を踏まえて、階差変数を用いて分析をおこなうこととする。なお、変数が季節調整済みであるため階差は前期比階差（成長率）をもちいる。

4 用いたデータの所管は本文中に記した通り。なおデータの収集については、全国レベルのデータは日経NEEDS-Financial QUESTを利用。各地域のデータは各地の経済産業局がHP上で公表しているデータベースを利用した。

表2：単位根検定結果（全国変数）

マクロ変数	
鉱工業生産力指数（全国）	-1.940 (4)
マネースtock M2 (M2 + CD)	-3.588 (0)
第三次産業活動指数	-0.0377 (2)
為替レート（対米ドル）	-1.918 (0)
消費者物価指数	-0.323 (3)

表3：単位根検定結果（地域産業）

	鉱工業	鉄鋼業	非鉄金属	金属製品	一般機械	電気機械
九州	-0.481 (0)	-1.565 (0)	-4.438 (0)	-2.535 (1)	-1.456 (1)	-2.387 (1)
四国	-3.554 (7)	-5.147 (2)	-4.206 (0)	-7.168 (0)	-1.859 (5)	-3.944 (0)
中国	-1.358 (1)	-1.882 (0)	-1.268 (0)	-1.760 (2)	-1.381 (3)	-2.906 (1)
近畿	-1.608 (4)	-1.228 (0)	-2.362 (1)	-2.087 (2)	-1.426 (2)	-1.976 (1)
中部	-0.080 (1)	0.0542 (3)	-1.372 (1)	-1.130 (3)	-0.831 (1)	-0.756 (1)
関東	-1.657 (2)	-0.248 (1)	-1.367 (2)	-2.315 (0)	-1.103 (1)	-1.973 (1)
東北	-1.003 (1)	-0.512 (2)	-5.813 (0)	-1.603 (2)	-2.437 (2)	-0.796 (3)
北海道	-2.747 (1)	-1.282 (0)	—	-3.954 (1)	-4.766 (1)	-1.8387 (1)

	情報通信機械	電子部品・デバイス	輸送機械	精密機械	窯業・土石製品	化学
九州	-2.303 (1)	-1.617 (1)	-0.727 (1)	—	-1.353 (1)	-1.635 (3)
四国	—	—	—	—	-7.052 (4)	-5.814 (0)
中国	-2.273 (0)	-0.594 (0)	-0.860 (1)	-2.214 (1)	-1.014 (1)	-2.734 (1)
近畿	-3.107 (1)	-0.154 (0)	-0.326 (3)	-0.813 (3)	-2.056 (1)	-3.343 (1)
中部	-1.590 (0)	-1.326 (0)	-0.538 (1)	-1.713 (1)	-4.028 (1)	-2.646 (1)
関東	-2.128 (1)	-1.332 (2)	-1.521 (1)	-0.711 (2)	-1.443 (1)	-3.342 (1)
東北	-3.931 (0)	-0.689 (2)	-1.278 (1)	-1.942 (1)	-3.339 (1)	-2.602 (1)
北海道	—	—	-0.482 (1)	—	0.623 (3)	-4.455 (1)

	石油・石炭製品	プラスチック製品	パルプ・紙・紙加工品	繊維	食料品・たばこ
九州	-0.790 (11)	-0.951 (0)	-6.818 (0)	-1.146 (1)	-1.975 (2)
四国	-6.693 (0)	-3.105 (12)	-2.206 (12)	-3.514 (0)	-1.836 (12)
中国	-4.272 (0)	-3.053 (0)	-1.537 (2)	0.500 (1)	-1.900 (3)
近畿	-2.931 (0)	-2.037 (1)	-3.142 (1)	-2.492 (1)	-2.474 (2)
中部	-5.178 (0)	-0.929 (1)	-2.078 (3)	-3.270 (6)	-1.624 (2)
関東	-6.093 (0)	-1.738 (1)	-1.811 (1)	-0.371 (2)	-1.587 (2)
東北	-3.606 (2)	-2.376 (1)	-2.014 (1)	-1.026 (0)	-0.588 (2)
北海道	-6.134 (0)	-2.000 (0)	-2.573 (2)	-1.219 (1)	-7.031 (0)

III 検定モデル

ここでは、本稿で用いる外生性の定義、検定モデルと検定手法を簡単に紹介する。本稿における外生性の定義と検定手法は、Engle, Hendry and Richard (1983), Banerjee and Hendry ed. (1997) や Hatanaka (1995), Favero (2001) に基づく。また、既述の井口も同様の手法を用いている。詳細はこれらの先行研究を見られたい。

説明の簡略化のため X_t , Y_t の2変数モデルで説明する。まず、これら2変数のDGPがVARで表現可能であるが、今現在関心があるのは t 期における被説明変数 y_t に対する当期 (t 期) の説明変数 x_t の影響 (x_t のパラメータ β) であるとしよう。この時DGPを x_t を条件とした y_t の条件モデルと x_t の周辺モデルに展開することがしばしばおこなわれる。すなわちDGPであるVARの条件モデルと、周辺モデルへの変換である。ここで条件モデルとは、

$$y_t = \beta x_t + \gamma z_t + e_t$$

周辺モデルとは、

$$x_t = \phi z_t + u_t$$

である。なお、 z_t は定数項と変数 X_t , Y_t のラグ変数ならびにダミー変数。 e_t ならび u_t は標準的な誤差項である。

弱外生性とは、パラメータ β を推定する際に推定量 $\hat{\beta}$ が同時方程式等によってコントロールせず単一方程式で推定しても blue であることを意味する。また、 X_t が β に対して弱外生性をもち、且つ X_t の周辺モデルの誤差項の分散等を含む諸パラメータを変更しても、条件モデルのパラメータ β は変化しない時、変数 X_t が Y_t の条件モデルの X_t 係数 β に対して超外生的であるという。この周辺モデルのパラメータの変化（構造変化）が政策変更等のショックを表現していると考えられる。したがって超外生性が成立するため

には、弱外生性に加えて線形回帰式のパラメータ β の不変性 (Invariance) が成立すればよい。

具体的な検定手続きとしては以下ようになる。まず弱外生性の検定では、周辺モデル残差 u_t を Y_t の条件モデルに説明変数として加えてそのパラメータの有意性を検定する。なお帰無仮説は「 H_0 : 弱外生性有り」である。

次に超外生性の検定は、弱外生性があることを確認した上で β の不変性 (Invariance) を検定する。本稿では、Engel and Hendry (1993) における β の定式化に基づき β を次のように定式化する。ここで μ_t^X は周辺モデルによる x_t の理論値。 σ_t^{XX} は周辺モデル残差 u_t の分散である。

$$\beta = \beta_0 + \beta_1 \mu_t^X + \beta_2 \sigma_t^{XX} + \beta_3 \frac{\sigma_t^{xx}}{\mu_t^x} \quad (*)$$

この定式化に基づき (*) を条件モデルに代入する。実際の検定では代入する際にまず、 μ_t^X と σ_t^{XX} をそれぞれ周辺モデルによる推定値 \hat{x}_t と残差の2乗 u_t^2 に置き換えることになる。代入後の条件モデルを整理すれば、超外生性の検定をおこなうためには、 Y_t の条件モデルに \hat{x}_t^2 、 $u_t^2 \hat{x}_t$ 、 u_t^2 の3変数を加えてそのパラメータである $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ を検定すればよいことがわかる。

本稿では、関心あるパラメータ β に対応する条件モデル説明変数が、 t 期の金融変数であるマネースtock成長率。被説明変数が経済活動水準を示す鉱工業生産指数成長率である。

IV 実証分析結果

本章では、地域別鉱工業生産指数成長率に対して超外生性検定をおこなう。この検定結果を検証することで、金融ショックに対す地域・産業のリアクションが有意な構造変化を伴う地域・産業と、構造変化を伴わない (有意でない) 地域・産業があることを明らかにする。

1 実証モデルの紹介と留意点

すでにⅢにおいて一般的な形で検定モデルを紹介した。ここでは結果の提示に先立って、改めて実際のモデルの定式化を確認した上で、推定の際の留意点、前提とした条件を明示しておく。

まず周辺モデルは、

$$m_t = c + \text{dum} + \phi L(m_t, y_t, x_t, \text{ex}_t, p_t) + u_t$$

ここで、 c は定数項、 dum は定数項ダミーと係数ダミーを含む必要なダミー変数、 m_t はマネースtock成長率、 y_t は我が国全体の鉱工業生産指数成長率、 x_t は第3次産業活動指数成長率、 ex_t は対米ドル為替レート変化率、 p_t は消費者物価指数変化率、 u_t は標準的な性質を満たす誤差項、 $L(\)$ はラグオペレータを含む線形関数である。周辺モデルの説明変数は定数項と定数項ダミー変数を除いて、全てラグ変数である。本来DGPをVARと仮定した場合、説明変数にこれらの説明変数以外に当該地域・産業の鉱工業生産指数成長率のラグ変数が加わるべきである。しかしながら、金融政策は地域・産業ごとにマーケットが存在するとは考えられないことから、周辺モデルにはこれを含めない。上記の定式化による周辺モデルを全地域・産業共通とする。推定に際してはラグを長く取ったモデルからはじめ、高次ラグから順にパラメータが非有意な変数を削除する形式でおこなった。ただしすべてのラグ変数のパラメータが非有意な場合でもマネースtock、鉱工業生産指数、第3次産業活動指数の成長率は少なくとも1変数を残した。またパラメータの有意性以外にモデル定式化の問題を検証するために、誤差項の正規性検定、2次までの系列相関を検定するLM検定、分散不均一検定ならびに構造変化に対するCUSUM検定を利用しこれらの検定においてモデルの不備が示唆されないことをチェックしている。

本稿の目的は、金融政策の変更を含む金融ショックが、条件モデルのマネーサプライ成長率の係数（関心あるパラメータ）に構造変化を与えるか否

かを検証することにある。したがって、例えばオイルショック時のような、我が国経済の大規模な構造変化を招いた歴史的変動を、本稿で検証すべき相対的により日常的な金融ショックに伴う構造変化として検出しないように区別しておく必要がある。そのために既知の構造変化としていくつかの時点における構造変化をダミー変数によりあらかじめ処理する。ダミー変数挿入時点としては、2001年3月からの量的緩和政策発動期ならびに同政策の解除された2006年3月期を想定した。ただし、政策変更の効果がラグを伴って現れ得ることも考慮し上記の時期後数期のラグはありうるものとし具体的な時期はダミー変数のt値により判断した⁵。ダミー変数の種類としてはマネースtock成長率の係数ダミーと定数項ダミーのどちらか（または両方）を利用する。もちろん推定式全体の安定性を前述したいくつかの検定統計量により判定し、またダミー変数の係数が非有意となった場合は説明変数から除く。また、「食料品・たばこ工業」については2003年と2007年の7月にたばこ増税が実施されている。これについてもダミー変数により処理をおこなう。さらに、データの接続の問題から2003年1月時に一時点のみのジャンプを調整する定数項ダミー変数を設定した。

次に、条件モデルを紹介する。条件モデルは、

$$riy_t = c + dum + \beta m_t + \rho L(m_t, riy_t, ry_t, y_t, x_t, ex_t, p_t) + e_t$$

c , dum , m_t , y_t , x_t , ex_t , p_t , ならびに $L()$ は周辺モデルで紹介したものと同様の変数とラグオペレータを表している。 ry_t は各地域全体の鉱工業生産指数成長率であり、 riy_t は地域内の鉱工業をさらに産業分類した個別産業の鉱工業生産指数成長率である。条件モデルは定数項、ダミー変数と m_t の

5 本稿におけるダミー変数利用は、量的緩和政策等の大規模な政策変更にとまなう構造変化をその他のショックにとまなう構造変化と区別することを目的としている。そのため、政策変更が効果を発揮した時期の特定は論点ではない。そのためこれらのダミー変数のt値が最大になる時期を変更の発生時としダミー変数を挿入している。

当期値以外に、括弧内の7変数のラグ値の線形結合で成立している。 e_t は標準的な条件を満たす誤差項である。周辺モデルは定数項、ダミー変数とラグ変数により成り立つが、条件モデルにおいてはマネースtock成長率 m_t の当期値が含まれる。条件モデル推定に際しては、ダミー変数の扱いも含め、周辺モデルの場合と同様の手順にしたがう。推定時にチェックする検定統計量も基本的に周辺モデルと同様であるが、それに加えて m_t の当期値の係数 β が非負であることも満たすべき条件とする⁶。

2 検定結果

推定した周辺モデル残差 u_t を条件モデルに説明変数として追加し弱外生性検定をおこなった。帰無仮説は「 H_0 : 条件モデルに説明変数として追加した u_t の係数がゼロ」である。対立仮説は「 H_1 : 条件モデルに説明変数として追加した u_t の係数が非ゼロ」である。もちろん、帰無仮説を「弱外生性あり」とせざるを得ない検定の形式上、弱外生性は「帰無仮説を棄却できない」という消極的な意味を持つに過ぎない。しかしながら、弱外生性が有意に棄却されないことが確認できれば m_t と riy_t の同時推定ではなく、単一方程式による推定をおこなうことが一応正当性を持つと思われる。なお、DGPをVARの形に定式化することが正当であれば、弱外生性は必ず成立する。したがってこの検定は、定式化の誤りを検定するテストにもなっている。地域ごとの総合的な状況と比較が可能のように、産業分類をおこなわない地域内全産業総合の結果を第2列「鋳工業」として示し、第3列「鉄鋼業」以降の16項目が地域内での産業分類に基づく分析結果である。

表4に弱外生性検定の結果（t値）を示す。

6 本来は符号が正で有意になるべきであるが、いくつかの地域でマネースtockの当期値のパラメータが正であるが非有意であった。ただし、マネースtockのラグ変数のパラメータ値も考えればマネースtockの影響全体としては正で有意と考えられる。

表4：弱外生性検定結果

	鋁工業	鉄鋼業	非鉄金属	金属製品	一般機械	電気機械
九州	0.692	-1.097	1.295	0.891	0.680	-1.512
四国	0.439	-1.728	0.131	-0.663	-0.472	-1.558
中国	0.814	0.250	-0.165	-1.233	0.414	1.120
近畿	-0.169	1.494	-0.179	0.359	-0.864	-0.729
中部	-0.481	-0.545	-1.183	0.190	1.048	-0.492
関東	0.179	-0.950	0.219	-0.685	1.364	-0.026
東北	0.305	0.857	0.562	1.102	1.037	0.057
北海道	1.452	0.983	—	0.622	0.927	0.650

	情報通信機械	電子部品・デバイス	輸送機械	精密機械	窯業・土石製品	化学
九州	-0.207	0.355	0.721	—	-0.036	0.592
四国	—	—	—	—	-0.031	-0.175
中国	1.255	0.216	-1.105	-0.173	-0.309	1.244
近畿	0.842	1.220	-0.653	0.902	-0.681	0.895
中部	0.459	0.011	0.095	3.318	-0.421	1.151
関東	-0.400	-0.562	-0.412	0.679	-0.532	-0.226
東北	0.006	0.763	1.416	-1.091	0.310	0.833
北海道	—	—	-0.208	—	0.435	-0.265

	石油・石炭製品	プラスチック製品	パルプ・紙・紙加工品	繊維	食料品・たばこ
九州	-0.006	1.307	1.522	-0.443	0.719
四国	0.738	0.131	-0.862	-0.890	-0.596
中国	-1.436	-0.189	-0.310	0.528	-0.556
近畿	-0.477	-0.255	-0.190	-1.215	0.621
中部	-1.372	1.197	0.085	-1.140	1.357
関東	-0.520	0.179	-0.324	-0.468	0.739
東北	1.085	0.121	-0.474	0.614	0.358
北海道	-0.682	0.408	-0.957	0.395	0.375

表4のt値より明らかなように中部地方の精密機械工業以外の全てのモデルにおいて帰無仮説は棄却されなかった。これをふまえて、次にパラメータ β の不変性に対する検定をおこなうこととする。

表4の結果をふまえて、Ⅲ章における(*)の定式化に基づき金融ショックに伴う構造変化の有無を検定する。検定は2種類(計4項目)おこなった。ひとつはパラメータ β_1 , β_2 , β_3 のそれぞれに対するt検定である。もう一つは帰無仮説を「 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 」、対立仮説を「 $H_1: \beta_1, \beta_2, \beta_3$ のうち少なくとも一つは非ゼロ」とする尤度比検定(LR検定, 自由度3の χ^2 乗検定)である。3つの係数のうち一つでも有意に非ゼロの場合, 金融ショックに伴う構造変化が有意に認められることになる。なお, 自由度100のt検定の両側10%有意水準臨界値は1.660, 5%臨界値は1.984である⁷。自由度3の χ^2 乗分布による尤度比検定の臨界値(片側)は10%有意水準で6.251, 5%有意水準の場合7.815である。1産業につきt検定を3項, χ^2 乗検定を1項の計4項目の検定をおこなっている。これらすべての検定統計量を記載すると表が長大となるため検定結果を, 「 χ^2 乗検定, t検定とも有意: ◎」「 χ^2 乗検定のみ有意: ○」「t検定のみ有意: △」「 χ^2 乗検定, t検定とも非有意: ×」の4種に分けて表5にまとめた。また, 産業分類のみおこない地域分類をおこなわないデータによる超外生性検定結果も比較のために表6として井口(2009b)より引用し示す。ただし, 表6は検定結果の表示形式を本稿表5と同一となるよう修正している。なお, 先の弱外生性検定の結果, 中部地方の精密機械工業は超外生性の前提となる弱外生性を満たさないため, 「?」とした。

7 推定した8地域の各モデルは各説明変数のラグ期間が同じではないためt検定の自由度は厳密には100前後で若干のばらつきがある。目安のために自由度100の場合の臨界値を記した。

表5：超外生性検定結果：

	鉱工業	鉄鋼業	非鉄金属	金属製品	一般機械	電気機械	情報通信 機械	電子部品・ デバイス	輸送機械
九州	△	×	×	△	×	△	×	×	×
四国	◎	△	△	○	×	△	／	／	／
中国	×	×	×	×	×	×	×	×	×
近畿	×	×	×	×	×	×	×	×	×
中部	×	×	×	×	×	×	×	×	×
関東	×	×	×	×	×	×	△	×	×
東北	×	×	×	×	×	×	×	×	×
北海道	◎	◎	／	×	×	○	／	／	×

	精密機械	窯業・土 石製品	化学	石油・石 炭製品	プラスチック 製品	パルプ・紙・ 紙加工品	繊維	食料品・ たばこ
九州	／	×	×	×	◎	△	×	△
四国	／	×	◎	×	×	×	×	×
中国	×	△	×	△	×	×	△	×
近畿	×	×	×	◎	×	×	×	×
中部	◎？	×	×	×	×	×	×	△
関東	×	×	×	×	×	×	×	×
東北	×	×	×	×	×	×	×	×
北海道	／	△	×	×	×	×	×	×

(χ²乗, t検定共に有意◎, χ²乗検定のみ有意○, t検定のみ有意△, とともに非有意×)

表6：超外生性検定結果（産業のみ分類）

鉄鋼業	×
非鉄金属工業	×
金属製品工業	×
一般機械工業	×
電気機械工業	×
情報通信機械工業	×
電子部品・デバイス工業	△
輸送機械工業	×
精密機械工業	×
窯業・土石製品工業	×
化学工業	×
プラスチック製品工業	△
紙・紙加工品工業	◎
繊維工業	×
食料品・たばこ工業	△

表5の結果を検討する。まず、産業分類をおこなわない「鉱工業」結果を見ておくと、四国地方ならびに北海道地方で χ^2 乗検定、t検定ともに有意な結果となっている。また、九州地方ではt検定が有意となっており、これらの地方で金融ショックにともない構造変化が起こったことが示唆されている。なおこの結果は、一部使用データが異なる井口（2011）とおおむね同じである。

次に、各地方の各産業別の超外生性検定結果を見てみる。弱外生性検定に問題があった中部地方の精密機械工業を除いて考える。近畿地方、中部地方、関東地方、東北地方といった地域としては有意に構造変化を検出できなかった地域においては、やはり「構造変化なし」の帰無仮説を有意に棄却できた産業が少ないようにおもわれる。一方で、地域全体として構造変化が有意に観測された、九州地方、四国地方、北海道地方では、構造変化が有意に観測される産業が相対的には多い。産業の構成比等も勘案したより詳細な検証が必要ではあるものの、産業分類をおこなわない地域全体の検定結果と地域内の個別産業の検定結果は整合的である。

次に、産業ごとに見た場合の検定結果を検証する。井口（2009b）では、全国ベースの鉱工業生産指数の産業分類データを用いて、構造変化が有意な産業と非有意な産業が存在することを示している。本稿の分析でも、各地域・産業ごとに「金融ショックにともなう構造変化なし」の帰無仮説が有意に棄却される地域産業と非有意な地域産業が見出される。「電子部品・デバイス工業」「プラスチック製品工業」「パルプ・紙・紙加工品工業」「食料品・たばこ工業」である。しかしながら、表5を見る限り、地域と産業双方を分類しておこなった今回の分析では、特定の産業、特に井口（2009b）において示された4つの産業が他の産業に比して特に有意になりやすい等の産業ごとの特徴はないように思われる。

以上のことから、金融ショックに対するリアクションとして有意な構造変化を起こす地域・産業と構造変化が非有意な地域・産業があること確認され

た。また構造変化要因としては、産業特性よりも相対的に地域要因の方が重要であることが示唆されている。

V まとめ

金融政策変更を含む金融ショックは通常全国一律に発生し、金融政策の実行も一律な手法によりなされる。しかし現実には各地域の経済構造や産業を取り巻く経済状況は一律ではない。そのため金融政策変更を含む金融ショックの影響が地域・産業ごとに異なることは間違いない。しかし、ルーカス批判を踏まえて政策変更に伴う構造変化まで視野に入れた数量的な検証はこれまでほとんどなかった。そこで本稿では、各地域・産業が金融ショックを受けた場合のリアクションに有意差があるか否かを超外生性検定により検証した。パラメータの不変性の有無それ自体がある種の地域特性や産業特性を表すと考えるからである。具体的には全国一律な金融変数を被説明変数とする周辺モデルと地域・産業ごとの条件モデルを推定し、金融ショックに伴う構造変化が有意に観測されるか否か（超外生性の有無）を検定した。

その結果、比較的規模の大きい政策変更（量的緩和政策の開始と終了など）をコントロールしたとしても、いくつかの地域では金融変数のパラメータに有意な構造変化が観測された。これは、金融ショックの影響が単に地域・産業ごとに異なるといった場合、従来はパラメータの値が固定したものと考えた上で、その値の大きさの差としてとらえていたことが必ずしも十分でない可能性を示している。すなわちショックに対応して、パラメータの変化（構造変化）が有意に観測できる地域・産業と、そうでない地域・産業があることが明らかになった。地域・産業の経済構造や様々な経済状況の差は、パラメータの安定性（不変性）にも影響を与え、それが各地域・産業間の政策効果の違いの一因と考えられる。

また、本稿では各地域において産業分類もおこなったデータを用いて分析

をおこない、結果を地域もしくは産業の一方のみ分類したデータを用いた分析をおこなっている先行研究と比較した。その結果、地域として構造変化が有意なところでは、地域内の産業においても構造変化が有意なものがやや多い傾向がみられ地域特性の存在を示唆する結果が得られた。その一方、特定の産業がどの地域においても構造変化が有意になりやすいといった傾向は見いだせなかった。

このことから、本稿で見いだされた検定の有意－非有意の結果の差は、どちらかと言えば地域要因によると結論される。ただ、本分析は構造変化の原因を明示した形での分析ではなく、また地域金融機関の振舞の差などの地域要因の内訳も考慮されていない。しかし、現時点で地域や産業ごとに金融ショックへのリアクションとしての構造変化の有無に有意な差があることを定量分析によって確認できたことは非常に意義があると考えられる。

参考文献

- Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith, D.F. Hendry (1993), *Co-integration error-correction and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford University Press.
- Banerjee, A., D.F. Hendry, (ed.) (1997), *The Econometrics of Economic Policy*" Blackwell.
- Engle, R.F., D.F. Hendry, J.F. Richard (1983), "Exogeneity" *Econometrica*, 51 (2), pp.277-304.
- Engle, R.F., D.F. Hendry (1993), "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models" *Journal of Econometrics*, 56, pp.119-139.
- Favero, A.C., *Applied Macroeconometrics* (2001), Oxford University Press.
- Hatanaka, M (1995)., *Time Series based Econometrics*, Oxford University Press.
- Lucas, R.E. Jr. (1976), "Econometric Policy Evaluation : A Critique" *The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, pp.19-46.
- 井口泰秀 (2009a)「東海圏における金融政策の効果」(『経済構造の変化とその影響に関する研究』愛知大学中部地方産業研究所研究報告64号, pp.61-79。

- 井口泰秀（2009b）「地域モデルのパラメータは不変性をもつか？—各地域への金融政策の影響」『京都大学経済論叢』第183巻2号，pp.23-34。
- 井口泰秀（2011）「金融政策による製造業の構造変化—超外生性の検定を通して」『愛知大学経済学会経済論集』第187号，pp.61-84。
- 家森信善（2002）「金融政策は各地域に異なった影響を与えるか？」『神奈川大学商経論叢』第38巻第2号，pp.1-16。